

Monnaie et cycles Money and Business Cycles

Jang-Ok Cho et Louis Phaneuf

Volume 71, numéro 2, juin 1995

Symposium sur les modèles du cycle économique

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602173ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602173ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Cho, J.-O. & Phaneuf, L. (1995). Monnaie et cycles. *L'Actualité économique*, 71(2), 163–192. <https://doi.org/10.7202/602173ar>

Résumé de l'article

Ce texte offre un survol des principaux modèles du cycle économique qui ont été développés depuis le début des années 1980 en mettant un accent particulier sur l'incorporation de la monnaie dans le modèle néoclassique de croissance. Il défend le point de vue que la monnaie ne contribue substantiellement aux fluctuations agrégées qu'en incorporant des rigidités nominales au modèle.

MONNAIE ET CYCLES*

Jang-Ok CHO

Département d'économie

Université Sogang

Séoul, Corée

Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques

Université du Québec à Montréal

Louis PHANEUF

Département des sciences économiques

Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques

Université du Québec à Montréal

RÉSUMÉ — Ce texte offre un survol des principaux modèles du cycle économique qui ont été développés depuis le début des années 1980 en mettant un accent particulier sur l'incorporation de la monnaie dans le modèle néoclassique de croissance. Il défend le point de vue que la monnaie ne contribue substantiellement aux fluctuations agrégées qu'en incorporant des rigidités nominales au modèle.

ABSTRACT — *Money and Business Cycles*. This is a survey of the main business cycle models that have been developed since the early '80s. It emphasizes the incorporation of money in the neoclassical growth model. It argues that money contributes substantially to aggregate fluctuations only if nominal rigidities are introduced in the model.

INTRODUCTION

Depuis que Friedman et Schwartz (1963) ont montré que les périodes de déclin marqué de l'activité économique ont coïncidé avec des baisses significatives du stock nominal de monnaie sur une période d'environ cent ans aux États-Unis, la question la plus âprement débattue en macroéconomie a certainement été celle de l'effet des chocs monétaires sur l'activité économique. À la fin des années 1960, l'hypothèse du taux de chômage naturel de Friedman (1968) a mis en lumière le fait que la politique monétaire ne peut contribuer à maintenir le taux de chômage en dessous du taux naturel sans avoir à encourir une hausse accélérée du taux d'inflation. Quant aux années 1970, elles ont été marquées par

* Les auteurs sont reconnaissants pour le soutien financier du CRSH et du FCAR.

le débat entourant l'efficacité de la politique monétaire dans une économie où les individus anticipent le futur de façon rationnelle au sens de Muth (1961).

Les années 1980 ont toutefois vu l'avènement d'un type de modèle visant à expliquer le cycle économique sans faire appel aux chocs monétaires. Par contraste au modèle macroéconomique traditionnel du type IS-LM-offre globale qui met l'accent sur le découpage de l'économie par marchés et sur l'interaction entre ces marchés, cette « nouvelle » classe de modèles du cycle développée par Kydland et Prescott (1982) a pour pierre angulaire l'hypothèse d'un agent représentatif, en quelque sorte un ménage typique, qui maximise une fonction de préférences sous contrainte. S'inscrivant dans la foulée du volume édité par Phelps (1970) et de l'approche d'équilibre générale du cycle initiée par Lucas (1972), ce type de modèle se démarque des modèles traditionnels en établissant plus explicitement le lien entre les choix économiques individuels et les fluctuations agrégées.

Ce programme de recherche a pris une ampleur considérable au cours des douze dernières années. L'objet principal de ce programme est de construire des modèles dynamiques et d'évaluer leur capacité à pouvoir expliquer les caractéristiques du cycle. À cette fin, des systèmes mathématiques « simples », abstractions d'une réalité économique plus complexe, sont d'abord conçus. Ces systèmes peuvent ensuite être étalonnés (« calibrés ») de manière à respecter certaines propriétés statistiques à long terme de l'économie. L'étalonnage peut aussi s'appuyer sur des preuves empiriques tirées d'études faisant appel à des données microéconomiques ou encore découler de l'estimation des modèles à l'aide de données agrégées. Une fois étalonnés ou estimés, ces systèmes sont simulés numériquement afin d'engendrer des données artificielles qui servent à calculer l'ensemble de statistiques caractérisant les fluctuations des agrégats et les covariations entre agrégats au cours de cycles simulés. Ces statistiques artificielles sont ensuite confrontées aux statistiques tirées de la réalité.

L'objet du présent article est d'examiner l'apport de la monnaie dans des modèles du cycle centrés sur l'hypothèse d'un agent représentatif. Afin de mettre cet apport en valeur, nous donnons d'abord un aperçu des résultats obtenus dans des modèles où la monnaie est omise. Partant du modèle néoclassique de croissance de base, nous rappelons certains développements théoriques marquants depuis le démarrage du programme de recherche sur les cycles d'origine réelle. Ce survol fait ressortir que plusieurs extensions importantes ont été réalisées en vue d'améliorer l'explication de trois faits en particulier : la variabilité des heures totales de travail est presque aussi forte que celle du produit agrégé, la variabilité de la productivité moyenne des travailleurs est environ deux fois moins forte que celle du PNB réel et la corrélation entre la productivité moyenne des travailleurs et les heures totales de travail est faiblement négative ou faiblement positive dépendant des données utilisées. Dans les modèles du cycle sans monnaie, l'addition d'ingrédients théoriques, si elle améliore la capa-

cité prédictive du modèle sous certains aspects, la détériore en revanche sous d'autres aspects.

Nous faisons ensuite le bilan des résultats obtenus à partir de modèles dynamiques qui incorporent des chocs monétaires. Nous examinons trois types de modèles du cycle avec monnaie. Dans le premier type de modèle, les prix et les salaires s'ajustent continuellement à leurs valeurs d'équilibre, l'information est complète et l'individu doit préalablement détenir certains avoirs liquides (la contrainte de paiement préalable en espèces ou contrainte *cash-in-advance*) avant d'effectuer toute transaction. La monnaie affecte alors le cycle en jouant sur l'inflation anticipée. Dans le deuxième type de modèle, les prix et les salaires continuent de prendre leurs valeurs d'équilibre, mais cette fois, les effets réels de la politique monétaire découlent d'un problème d'information imparfaite à la Lucas (1972). Dans les deux cas, les résultats indiquent que les chocs monétaires ont peu d'effet sur le cycle. En conséquence, ces modèles ne marquent pas un progrès véritable sur les modèles du cycle sans monnaie.

Le troisième type de modèle en est un où des rigidités nominales sont introduites sous forme de contrats de salaire. Nous étudions d'abord comment l'incorporation des contrats de salaire joue sur la capacité du modèle néoclassique de croissance à pouvoir engendrer l'ensemble des faits caractérisant le cycle économique. Nous constatons que la monnaie, propagée par des contrats de salaire, contribue substantiellement aux fluctuations économiques. De plus, en incluant les contrats et la monnaie, le modèle semble bien expliquer les fluctuations des agrégats et les covariations entre agrégats observées pendant le cycle. Ces modèles semblent marquer un progrès véritable par rapport aux modèles du cycle sans monnaie et aux modèles du cycle avec monnaie et prix d'équilibre.

Le plan du texte est le suivant. Nous résumons dans la section 1 les caractéristiques du cycle. La section 2 offre une synthèse des modèles du cycle sans monnaie. Dans la section 3, nous survolons les modèles du cycle qui incorporent des prix et des salaires d'équilibre ainsi que la monnaie. La section 4 fait le bilan des résultats obtenus à l'aide des modèles qui contiennent des contrats de salaire et la monnaie.

1. CARACTÉRISTIQUES DU CYCLE

Le cycle économique est décrit par un ensemble de statistiques calculées à partir de données tirées de la réalité. Suivant la définition du cycle de Lucas (1977), les statistiques couvrent principalement deux aspects de l'évolution des variables macroéconomiques : les fluctuations des agrégats par rapport à leurs tendances et le degré de covariation entre les agrégats et le PNB réel exprimés sous forme de déviations par rapport à leurs tendances¹. Ces statistiques apparaissent dans le tableau 1. Elles concernent l'économie américaine puisque dans

1. Comme nous le verrons un peu plus loin, certaines covariations entre des agrégats autres que le PNB réel peuvent aussi être très utiles pour évaluer différents types de modèles du cycle.

la suite du texte nous allons évaluer la capacité de plusieurs modèles du cycle à pouvoir engendrer les caractéristiques du cycle aux États-Unis².

TABLEAU 1

FLUCTUATIONS DES AGRÉGATS

Variable	Écart-type (%)
A. Composantes de la dépense	
Produit agrégé	1.64
Consommation	0.83
Investissement	5.10
Stock de capital	0.58
B. Intrant-travail	
Heures totales	
<i>N1</i>	1.38
<i>N2</i>	1.57
<i>N3</i>	1.57
Employés	
<i>E1</i>	1.02
<i>E2</i>	1.38
Heures hebdomadaires	
<i>H1</i>	0.47
<i>H2</i>	0.35
Productivité	
<i>P1</i>	0.81
<i>P2</i>	0.79
<i>P3</i>	1.04

NOTES : *N1*, *E1* et *H1* représentent les heures totales travaillées, le nombre total d'employés et les heures hebdomadaires moyennes par employé tirés de l'enquête sur les ménages. *N2*, *E2* et *H2* dénotent les mêmes variables tirées de l'enquête sur les entreprises. *N3* est la mesure d'heures totales travaillées de Hansen (1993). *P1*, *P2* et *P3* sont respectivement *Y/N1*, *Y/N2* et *Y/N3*. L'échantillon de données couvre la période s'échelonnant du troisième trimestre de 1959 au troisième trimestre de 1992. La tendance a été extraite à l'aide du filtre de Hodrick et Prescott.

2. On pourra trouver une comparaison des cycles au Canada et aux États-Unis dans Phaneuf (1994).

1.1 *Fluctuations*

Bien que Lucas (1977) ait mis l'accent sur les fluctuations des agrégats par rapport à leurs tendances, il n'a pas défini le concept de tendance de façon précise. Hodrick et Prescott (1980) appuient, quant à eux, leur concept de tendance sur la théorie de la croissance en état stationnaire. La croissance en état stationnaire est caractérisée par le fait que la production, la consommation, l'investissement et le stock de capital *per capita*, ainsi que le salaire réel croissent au même taux que la technologie. La part du temps de travail dévolue aux activités de marché et le taux de rendement sur le capital sont constants. Si le taux de changement technologique est constant, la tendance du logarithme du PNB réel peut alors être exprimée comme une fonction linéaire du temps. Mais dans la mesure où le taux de changement technologique varie au cours du temps et d'un pays à l'autre, cette façon d'extraire la tendance n'est plus adéquate. La procédure que proposent Hodrick et Prescott consiste à permettre au taux moyen de changement de la technologie de varier au cours du temps, sans toutefois que cette variation soit trop rapide. Il en résulte une tendance qui est aléatoire. Les fluctuations d'un agrégat, le PNB réel par exemple, sont mesurées par la différence entre la valeur réalisée de l'agrégat et la tendance aléatoire qui caractérise son évolution au cours du temps. L'ampleur des fluctuations d'un agrégat est alors mesurée par l'écart-type exprimé en pourcentage de la différence entre la valeur réalisée de l'agrégat et sa tendance aléatoire³.

Le tableau 1 contient des statistiques caractérisant l'ampleur des fluctuations des agrégats au cours du cycle pour la période s'échelonnant du troisième trimestre de l'année 1959 au troisième trimestre de l'année 1992 aux États-Unis. Des composantes de la dépense agrégée, l'investissement privé est de loin celle qui est la plus variable. La consommation privée et le stock de capital sont beaucoup moins variables que le PNB réel et les dépenses publiques sont presque aussi variables que le produit agrégé.

L'intrant travail est mesuré par les heures totales travaillées. Nous utilisons trois mesures d'heures totales travaillées. La première, identifiée par le symbole *N1*, s'appuie sur la série d'heures travaillées publiée par le *Bureau of Labor Statistics* et colligée à partir d'une enquête réalisée auprès des ménages. La seconde, représentée par *N2*, est obtenue à partir d'une enquête réalisée auprès des entreprises. Ces deux séries ne tiennent pas compte de la productivité différente d'une heure travaillée par deux individus n'ayant pas les mêmes compétences. Or, il est raisonnable de croire qu'un travailleur ayant accumulé du capital humain au fil de nombreuses années devrait être plus productif qu'un travailleur débutant qui possède peu d'expérience. Hansen (1993) propose donc une mesure d'heures totales de travail ajustées pour tenir compte des « effets de

3. Le lecteur intéressé trouvera une évaluation approfondie des différentes méthodes pour filtrer les données dans Baxter et King (1995).

qualité». Cette troisième mesure, que nous appelons $N3$, est obtenue en pondérant les heures travaillées d'individus appartenant à différents groupes âge-sexe par leurs gains horaires relatifs.

Par ailleurs, les heures totales travaillées sont elles-mêmes égales au produit des heures hebdomadaires de travail par personne et du nombre des employés, communément appelés *marge intensive* et *marge extensive* de travail, respectivement. Ces deux variables sont représentées par les symboles H et E , les variables $H1$ et $E1$ étant tirés de l'enquête sur les ménages alors que $H2$ et $E2$ proviennent de l'enquête sur les entreprises. Enfin, la productivité moyenne des travailleurs est obtenue en divisant le produit agrégé par les heures totales travaillées, ce qui donne une mesure de productivité pour chaque mesure d'heures travaillées.

Les statistiques rapportées au tableau 1 montrent que, peu importe le choix de la mesure, les heures totales travaillées sont presque aussi variables que le produit agrégé. Le nombre d'employés est au moins deux fois plus variable que les heures hebdomadaires de travail par personne. En fait, l'ajustement du travail à la *marge intensive* est assez peu variable. Enfin, la productivité moyenne des travailleurs est environ deux fois moins variable que le produit agrégé.

1.2 *Covariations*

Le tableau 2 contient les covariations contemporaines entre différents agrégats au cours du cycle. Chaque agrégat est mesuré par la différence entre sa valeur réalisée et sa tendance aléatoire. La consommation et l'investissement privés sont fortement corrélés avec le PNB réel alors que le stock de capital et les dépenses publiques sont faiblement corrélés avec le produit agrégé. Les corrélations entre le produit agrégé et les diverses mesures d'intrant travail sont toutes fortement positives. Quant à la corrélation entre le PNB réel et la productivité moyenne des travailleurs, elle est modérément positive peu importe la façon dont la productivité est mesurée.

D'autres covariations joueront un rôle utile dans l'évaluation des divers modèles du cycle. La corrélation entre le produit agrégé et le niveau agrégé des prix est assez négative, que les prix soient mesurés par l'indice des prix à la consommation ou par le déflateur du PNB. Quant au salaire réel, il est faiblement pro-cyclique. Enfin, la corrélation entre la productivité moyenne des travailleurs et les heures totales travaillées est faiblement négative ou faiblement positive dépendant de la mesure d'heures travaillées qui intervient dans le calcul de la corrélation.

TABLEAU 2

CORRÉLATIONS CONTEMPORAINES ENTRE AGRÉGATS

A. Produit agrégé avec	
Consommation	0.84
Investissement	0.89
Stock de capital	0.23
Heures totales	
<i>N1</i>	0.87
<i>N2</i>	0.88
<i>N3</i>	0.79
Employés	
<i>E1</i>	0.84
<i>E2</i>	0.82
Heures hebdomadaires	
<i>H1</i>	0.74
<i>H2</i>	0.71
Productivité	
<i>P1</i>	0.54
<i>P2</i>	0.33
<i>P3</i>	0.40
Salaire réel	0.43
IPC	-0.55
Déflateur du PNB	-0.53
B. Heures totales et productivité	
<i>N1 et P1</i>	0.06
<i>N2 et P2</i>	-0.16
<i>N3 et P3</i>	-0.24

2. MODÈLES DU CYCLE SANS MONNAIE

Bien que les modèles du cycle sans monnaie ne constituent pas l'objet principal de notre survol, il est utile d'examiner les résultats obtenus à l'aide de certains de ces modèles afin de bien mettre en perspective les résultats engendrés par les modèles avec monnaie.

2.1 *Modèle néoclassique de croissance avec travail divisible*

La pierre angulaire du modèle néoclassique de croissance est l'hypothèse d'un agent représentatif. L'économie est habitée par un grand nombre de ménages homogènes. L'agent représentatif maximise une fonction d'utilité anticipée sur un horizon de temps infini. Ses préférences sont décrites par la fonction suivante :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, \ell_t) \quad (1)$$

où E constitue un opérateur d'espérance mathématique conditionnelle, β est le taux d'escompte subjectif, c_t est la consommation privée et ℓ_t est le loisir à la période t . Le ménage représentatif dispose d'une unité de temps par période qu'il alloue au travail et au loisir :

$$h_t + \ell_t = 1 \quad (2)$$

La fonction de production de l'entreprise représentative est une Cobb-Douglas avec rendements à l'échelle constants qui fait intervenir le capital k_t et les heures de travail h_t pour produire y_t :

$$y_t = f(\bar{\mu}_t, k_t, h_t) = \exp(\bar{\mu}_t) k_t^\theta h_t^{1-\theta} \quad (3)$$

où θ est la part du capital dans la production et $\bar{\mu}_t$ est un terme aléatoire qui représente le progrès technologique, lui-même aléatoire. En général, nous pourrions supposer que $\bar{\mu}_t = \mu_t + \bar{\mu}t$, où $\bar{\mu}$ est une constante représentant la croissance déterministe exogène et μ_t est engendré par le processus stochastique

$$\mu_{t+1} = \rho \mu_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

où $\rho \in (0,1)$ et ε_t est un choc aléatoire indépendant, distribué normalement, de moyenne nulle et de variance σ_ε^2 . Afin de simplifier les choses, nous omettons la croissance exogène en fixant la valeur de $\bar{\mu}$ à zéro. Le capital est déterminé par l'équation suivante :

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (5)$$

où δ est le taux de dépréciation du capital et i_t est l'investissement privé. Finalement, la contrainte des ressources suivante doit être satisfaite dans l'économie :

$$c_t + i_t = y_t \quad (6)$$

Nous nous intéressons à l'équilibre compétitif de cette économie. Puisque les modèles que nous examinons dans cette section ne font intervenir aucune externalité ou distorsion, l'équilibre compétitif est efficient. L'allocation d'équilibre est déterminée par la solution du planificateur social au problème de maximisation de l'utilité anticipée de l'agent représentatif sujet aux contraintes de faisabilité. Ceci revient à maximiser (1) sujet aux équations (2)-(6) et aux conditions initiales (k_0, μ_0) . La solution prend la forme d'une paire de règles de décision stationnaires pour les heures travaillées et l'investissement, $h_t = h^*(k_t, \mu_t)$ et $i_t = i^*(k_t, \mu_t)$, qui expriment ces deux variables comme des fonctions du stock de capital et du choc technologique de la période courante. Les autres variables, telles la consommation et le produit agrégé, peuvent être déterminées à partir des règles de décision en utilisant les contraintes, alors que les prix sont déter-

minés à partir des conditions marginales. Des techniques numériques standard sont utilisées pour analyser le modèle⁴.

La fonction de préférences qui apparaît dans l'équation (1) est telle que, dans le modèle, l'évolution des heures travaillées *per capita* n'est pas marquée par une tendance en dépit d'augmentations importantes de la productivité et du salaire réel, ce qui est conforme aux faits. En présence de préférences temporellement séparables, la compatibilité du modèle avec ce fait nécessite l'utilisation d'une fonction d'utilité instantanée qui prend la forme suivante :

$$u(c, \ell) = \log(c) + \phi(\ell) \quad (7)$$

ou

$$u(c, \ell) = c^\sigma \phi(\ell) / \sigma \quad (8)$$

où σ est un paramètre non nul et $\phi(\ell)$ est une fonction croissante et concave. Il faut que les effets de richesse et de substitution découlant de changements de la productivité s'annulent pour que les heures travaillées ne varient pas. Un exemple typique de fonction satisfaisant (7) et (8) est :

$$u(c, \ell) = \log(c) + A\log(\ell) \quad (9)$$

Les valeurs assignées par Hansen (1985) aux différents paramètres sont les suivantes. Le facteur d'escompte β est fixé à 0.99, ce qui implique un taux d'intérêt réel annuel à l'état stationnaire égal à quatre pourcent. La part du capital dans le produit agrégé θ prend une valeur de 0.36, ce qui constitue la part moyenne du capital dans le revenu total américain. Le taux de dépréciation du capital est de 0.025 ce qui, étant donné les valeurs assignées à β et θ , implique à l'état stationnaire un rapport du capital au produit agrégé égal à 10 et un rapport de l'investissement privé au produit agrégé de 0.26, ce qui est réaliste. La valeur de A dans la fonction d'utilité (9) est telle qu'à l'état stationnaire la fraction du temps discrétionnaire allouée aux heures travaillées est égale à un tiers, ce qui est conforme à ce que rapportent Juster et Stafford (1991). Hansen fixe la valeur de ρ dans l'équation (4) à 0.95 et l'écart-type de ε à 0.00712.

Les résultats de la simulation du modèle de Hansen avec main-d'oeuvre divisible apparaissent dans la première colonne du tableau 3. Ils indiquent que le produit agrégé, la consommation, l'investissement, le stock de capital, les heures totales travaillées et la productivité ne sont pas assez variables. De plus, dans ce modèle, l'agent représentatif choisit les heures hebdomadaires travaillées, le nombre d'employés étant constant par hypothèse. En conséquence, la variabilité du nombre d'employés prédite par le modèle est nulle. La corrélation contemporaine entre la productivité moyenne du travail et le produit agrégé engendrée par le modèle est quant à elle beaucoup trop élevée à 0.98, alors qu'elle devrait se trouver à l'intérieur de la bande 0.33 - 0.54. Enfin, la corréla-

4. Le lecteur intéressé par les techniques numériques pouvant être utilisées pour l'analyse de ce genre de modèle est invité à consulter le volume édité par Thomas F. Cooley (1995).

tion entre les heures totales travaillées et la productivité moyenne des travailleurs est près de un, ce qui est loin de la valeur observée.

TABLEAU 3
PRÉDICTIONS DES MODÈLES

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
A. Variabilité des agrégats					
Produit agrégé	1.35	1.76	1.24	1.73	1.78
Consommation	0.42	0.51	0.67	0.62	1.12
Investissement	4.24	5.71	3.82	5.69	6.20
Stock de capital	0.36	0.47	n.d.	0.48	0.45
Heures totales	0.70	1.35	0.68	1.33	1.69
Productivité	0.68	0.50	0.76	0.50	1.13
B. Corrélations entre agrégats					
• Produit agrégé avec					
Consommation	0.89	0.87	n.d.	0.72	0.81
Investissement	0.99	0.99	n.d.	0.97	0.95
Stock de capital	0.06	0.05	n.d.	0.06	-0.03
Heures totales	0.98	0.98	n.d.	0.98	0.78
Productivité	0.98	0.87	n.d.	0.87	0.39
Prix agrégés	n.d.	n.d.	n.d.	-0.27	-0.42
• Heures totales et productivité					
	0.93	0.76	0.55	n.d.	-0.26

NOTES : Les modèles (1) à (5) sont les suivants : (1) Modèle de Hansen (1985) avec travail divisible. (2) Modèle de Hansen (1985) avec travail indivisible. (3) Modèle de Christiano et Eichenbaum (1992) avec dépenses publiques stochastiques et travail divisible. (4) Modèle de Cooley et Hansen (1989) avec monnaie, prix d'équilibre et travail indivisible. (5) Modèle de Cho et Phaneuf (1993a) avec dépenses publiques stochastiques, monnaie, travail divisible et contrats de salaire d'une période. Les lettres n.d. signifient que la statistique n'était pas disponible.

L'écart entre les prédictions du modèle et les faits peut être expliqué de la manière suivante. Dans ces modèles, la fonction de production étant une Cobb-Douglas, les productivités marginale et moyenne du travail sont égales à peu de choses près. Dans un plan salaire réel-heures totales travaillées où la demande et l'offre de travail s'équilibrent, le salaire réel est à peu près égal à la productivité du travail. Dans le modèle néoclassique de croissance à une impulsion (le choc technologique) et travail divisible, la courbe de demande de travail se déplace le long d'une courbe d'offre de travail fixe et relativement inélastique. En conséquence, la variabilité des heures totales travaillées est beaucoup trop faible, ce qui se traduit par une variabilité relative des heures travaillées et du produit agrégé qui est beaucoup trop faible. De plus, la corrélation entre les heures travaillées et la productivité du travail (salaire réel) est fortement positive.

2.2 Travail indivisible et cycle

Motivé par l'objectif d'accroître la variabilité des heures totales travaillées par rapport à celle du produit agrégé, Hansen (1985) incorpore au modèle néoclassique de croissance l'hypothèse de travail indivisible développée par Rogerson (1984, 1988). Dans ce modèle, l'agent représentatif prend part à une loterie avec une certaine probabilité de décrocher un emploi. Advenant qu'il soit gagnant, l'agent représentatif doit travailler un nombre fixe d'heures au cours de la période, d'où l'indivisibilité du travail, alors que s'il est perdant, il ne travaille pas et se voit gratifié d'une assurance qui lui garantit le même niveau de consommation que s'il avait travaillé.

Avec $0 < \hat{h} < 1$ représentant le nombre fixe d'heures travaillées au cours de la période et λ_t , la probabilité qu'une personne soit employée au cours de la période t , les heures travaillées *per capita* sont égales à $H_t = \lambda_t \hat{h}$ si nous supposons un grand nombre d'agents identiques *ex ante*. La consommation d'un agent qui ne travaille pas est c_{0t} et celle d'un agent qui travaille est c_{1t} . Le problème dynamique de planification sociale consiste alors à choisir λ_t , c_{0t} et c_{1t} de manière à maximiser à chaque période

$$Eu(c_t, \ell_t) = \lambda_t u(c_{1t}, 1 - \hat{h}) + (1 - \lambda_t) u(c_{0t}, 1) \quad (10)$$

sous la contrainte que

$$\lambda_t c_{1t} + (1 - \lambda_t) c_{0t} = c_t, \quad (11)$$

où c_t est la consommation totale *per capita*. Lorsque $u(c, \ell) = \log(c) + A \log(\ell)$, la solution implique que $c_{0t} = c_{1t} = c_t$. L'utilité anticipée est alors définie comme

$$Eu(c_t, \ell_t) = \log(c_t) + \lambda_t A \log(1 - \hat{h}) = \log(c_t) - BH \quad (12)$$

où $B \equiv -A \log(1 - \hat{h}) / \hat{h} > 0$. Le modèle avec travail indivisible équivaut donc à un modèle avec travail divisible où les préférences sont décrites par la fonction suivante :

$$\tilde{U} = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \tilde{u}(c_t, H_t) \quad (13)$$

où $\tilde{u}(c_t, H_t) = \log(c_t) - BH_t$. L'hypothèse de travail indivisible rend la courbe d'offre de travail plus élastique que dans le cas précédent. En présence de chocs technologiques qui provoquent un déplacement de la courbe de demande de travail vers la droite, la variabilité des heures totales travaillées est environ deux fois plus élevée qu'avec le travail divisible. C'est ce que montre la deuxième colonne du tableau 3. Cependant, la variabilité des heures totales travaillées est entièrement attribuable à la variabilité du nombre d'employés, la variabilité des heures hebdomadaires travaillées par personne étant nulle par hypothèse. Evidemment, ceci est contraire aux faits. Quant à la variabilité de la productivité moyenne des travailleurs, elle s'écarte davantage du fait que dans le cas précédent. En fait, avec l'échantillon utilisé par Hansen, la variabilité relative des heures travaillées et de la productivité des travailleurs est égale à 1.4 alors que le modèle avec travail indivisible prédit qu'elle est de 2.7. Quant à la corrélation entre les heures totales travaillées et la productivité des travailleurs, elle demeure assez proche de un.

2.3 *Modèle néoclassique de croissance avec gouvernement*

Il se dégage des simulations du modèle néoclassique de croissance avec travail divisible et travail indivisible à un choc, qu'il est difficile d'expliquer certains faits liés à la dynamique du marché du travail au cours du cycle. Dans l'espoir de remédier à cette lacune, Christiano et Eichenbaum (1992) introduisent la politique fiscale dans le modèle développé par Hansen (1985). Les dépenses publiques sont entièrement financées par un impôt forfaitaire. L'évolution des dépenses publiques est caractérisée par le processus stochastique suivant :

$$\log(g_{t+1}) = (1 - \omega) \log(\bar{g}) + \omega \log(g_t) + z_t \quad (14)$$

où $\omega \in (0,1)$ et z_t est un choc aléatoire indépendant, distribué normalement, de moyenne nulle et de variance $\sigma_{z_t}^2$. De plus, Christiano et Eichenbaum font l'hypothèse que z_t n'est pas corrélé avec le choc technologique, sans toutefois en fournir la preuve. Cet ajout de la politique fiscale au modèle permet d'introduire un deuxième choc, celui sur les dépenses publiques. En théorie, les dépenses publiques pourraient être introduites dans la fonction d'utilité. En pratique, cependant, il semble qu'elles n'affectent pas directement l'utilité de l'agent représentatif⁵. En supposant alors qu'elles n'entrent ni dans la fonction d'utilité ni dans la fonction de production, l'allocation d'équilibre du modèle est obtenue via la résolution par le planificateur social du problème de maximisation de l'utilité [équation 13] sujette aux équations (2) à (5), (14) et à la nouvelle contrainte des ressources

5. Voir les preuves empiriques produites par McGrattan (1994).

$$c_t + i_t + g_t = y_t \quad (15)$$

Dans ce contexte, une augmentation des dépenses publiques constitue une ponction sur le produit agrégé. Dans la mesure où le loisir est un bien normal, l'effet de richesse négatif qui découle de la hausse des dépenses publiques amène l'agent représentatif à travailler davantage. Dans le plan salaire réel (productivité)-heures totales travaillées, le choc sur les dépenses publiques a pour effet de déplacer la courbe d'offre de travail alors que le choc technologique provoque un déplacement de la courbe de demande de travail. Il est clair qu'à demande de travail donnée, un choc sur les dépenses publiques induit une covariation négative entre la productivité moyenne des travailleurs et les heures totales travaillées, alors qu'à offre de travail donnée, un choc technologique induit, comme nous l'avons vu précédemment, une corrélation positive entre ces deux variables. L'effet net dépend de la taille du choc sur les dépenses publiques et de l'importance de l'effet de richesse. Sur la base d'une estimation de l'équation (14), les valeurs de ω et σ_z sont respectivement fixées à 0.96 et 0.021. Les résultats sont présentés dans la troisième colonne du tableau 3. Ce modèle engendre une corrélation entre les heures travaillées et la productivité d'environ 0.55. Bien qu'il s'agisse d'un pas dans la bonne direction, la corrélation prédite par le modèle reste fort éloignée de ce qu'elle est dans la réalité.

3. MODÈLES DU CYCLE AVEC MONNAIE ET PRIX D'ÉQUILIBRE

Une autre façon possible de remédier aux lacunes des modèles du cycle à une impulsion est d'introduire la monnaie dans le modèle. Les modèles que nous discutons dans cette section ont comme élément distinctif que les prix et les salaires y prennent toujours leurs valeurs d'équilibre. Nous considérons deux types d'économies. Dans le premier type, l'agent représentatif doit détenir de la monnaie pour financer l'achat de certains biens de consommation nécessitant un paiement comptant. Dans le deuxième type, les agents ont une information incomplète, ce qui les amène à confondre les changements de prix et de salaire de source nominale n'appelant pas d'ajustement des quantités et les changements de prix et de salaire de source réelle qui provoquent un changement de l'emploi et des quantités produites.

3.1 *Monnaie et taxe inflationniste*

S'inspirant du cadre d'analyse de Lucas (1987) où la monnaie est détenue en raison d'une contrainte de paiement préalable en espèce, Cooley et Hansen (1989) introduisent la monnaie dans un modèle d'agent représentatif semblable au modèle de Hansen (1985). Le mécanisme clé par lequel la monnaie peut avoir des effets réels est le suivant. L'inflation anticipée incite l'agent représentatif à substituer à des activités requérant l'utilisation de monnaie, telles la consommation, des activités qui n'en nécessitent pas, comme le loisir.

Le travail étant indivisible dans leur modèle, la fonction d'utilité est toujours représentée par l'équation (13), soit

$$\tilde{U} = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \tilde{u}(c_t, H_t) \quad (13')$$

où $\tilde{u}(c_t, H_t) = \log(c_t) - BH_t$. Cependant, dans le cas présent, la consommation est un bien « *cash* » alors que le loisir et l'investissement sont des biens « *crédit* » selon la terminologie utilisée par Lucas et Stokey (1987).

Au début de la période t , les ménages possèdent des encaisses nominales égales à m_{t-1} , qu'ils apportent avec eux depuis la période précédente. À ces encaisses vient s'ajouter un transfert forfaitaire égal à $(\alpha_t - 1)M_{t-1}$, où M_t est l'offre de monnaie *per capita* au cours de la période t . L'évolution du stock nominal de monnaie est caractérisée par l'équation suivante :

$$M_t = \alpha_t M_{t-1} \quad (16)$$

Ils considèrent deux types d'économies. Dans le premier, le taux brut de croissance de la monnaie, α_t , est une constante, par hypothèse. Dans le second, le logarithme du taux brut de croissance de la monnaie évolue selon le processus autorégressif suivant :

$$\log(\alpha_{t+1}) = \eta \log(\alpha_t) + \xi_{t+1} \quad (17)$$

où ξ_t est une variable aléatoire iid dont la moyenne est $\log(\bar{\alpha})/(1-\eta)$ et la variance est σ_ξ^2 ; $\log \bar{\alpha}$ représente ici la moyenne non conditionnelle du logarithme du taux de croissance α_t . Les agents sont informés de la valeur α_t au début de la période t .

Les ménages doivent utiliser les encaisses nominales acquises précédemment pour acheter le bien de consommation qui ne peut être stocké. En conséquence, le choix de consommation du ménage doit satisfaire la contrainte

$$p_t c_t \leq m_{t-1} + (\alpha_t - 1)M_{t-1}, \quad (18)$$

où p_t est le niveau de prix à la période t . Cooley et Hansen ne considèrent que des cas où la contrainte de paiement préalable en espèce est *mordante* ou effective. Il suffit que α_t soit supérieur à β . La seule autre modification à apporter au modèle concerne la spécification de la contrainte budgétaire de l'agent représentatif dont les choix portent maintenant sur la consommation, l'investissement et les encaisses nominales. La contrainte budgétaire est

$$c_t + i_t + (m_t / p_t) \leq w_t h_t + r_t k_t + [m_{t-1} + (\alpha_t - 1)M_{t-1}] / p_t, \quad (19)$$

où w_t et r_t sont le taux de salaire et le taux de location du capital, respectivement. On trouve à gauche de (19) les différents usages associés aux fonds disponibles et à droite, les sources de fonds. Le modèle est complété par les équations (2) à (5).

Cooley et Hansen simulent d'abord leur modèle sous l'hypothèse que le taux de croissance de l'offre de monnaie est constant. Le modèle est simulé sur une longueur d'échantillon égale à celle de Hansen. Les résultats qu'ils obtiennent sont identiques à ceux du modèle sans monnaie de Hansen. La consommation et l'investissement ne sont pas assez variables alors que la variabilité relative des heures totales travaillées et de la productivité moyenne des travailleurs est beaucoup trop élevée. Les prix ne sont pas assez variables et la corrélation entre le niveau des prix et le PNB réel est fortement négative. En conséquence, avec un taux de croissance constant du stock nominal de monnaie, l'introduction de la monnaie n'ajoute rien. Ils supposent ensuite que le taux brut de croissance de l'offre de monnaie est engendré par une équation semblable à (17). Suite à une estimation, les valeurs assignées à η et à σ_ξ sont respectivement égales à 0.48 et 0.009. Quant à $\bar{\alpha}$, il est soit égal à 1.015 ou à 1.15. Les résultats avec $\bar{\alpha} = 1.015$, que nous rapportons dans la quatrième colonne du tableau 3, révèlent que les fluctuations des variables réelles prédites par le modèle sont peu affectées par l'inclusion de la monnaie. Seule la variabilité de la consommation est un peu plus élevée qu'avant. Par contre, la variabilité des prix est maintenant trois fois plus élevée que dans le cas où le taux de croissance du stock nominal de monnaie était constant. La corrélation entre la consommation et le PNB réel est aussi plus proche du fait. La corrélation entre la productivité et le PNB réel demeure assez loin de sa valeur observée. Enfin, la corrélation entre le niveau des prix et le PNB réel est égale à -0.27 alors que dans le cas précédent elle s'élevait à -0.87. Cette dernière corrélation est de loin celle qui est la plus touchée par l'ajout du taux stochastique de croissance de la monnaie.

En résumé, nous avons vu dans cette section que l'introduction de la monnaie dans un modèle où celle-ci joue sur les variables réelles par le biais de son effet sur l'inflation anticipée affecte peu le cycle économique. Les fluctuations des variables réelles ainsi que les corrélations entre diverses variables réelles et le produit agrégé sont peu touchées par la monnaie. Seules la variabilité des prix et la corrélation entre les prix et le produit agrégé réagissent fortement. Ces résultats amènent Cooley et Hansen à tirer la conclusion suivante (Cooley et Hansen, 1989 : 746):

« Unexpected inflation has no role in this model. However, we speculate that the most important influence of money on short-run fluctuations are likely to stem from the influence of the money supply on expectations of relative prices, as in the natural rate literature. That is, if money does have a significant effect on the characteristics of the cycle it is likely to come about because the behavior of the monetary authority has serious informational consequences ».

Ce commentaire laisse entendre qu'une voie de recherche qui mérite d'être explorée est celle qui consiste à introduire un problème d'information, par exemple celui développé par Lucas (1972), dans le modèle néoclassique de croissance. C'est à cette tâche que Kydland (1991) s'emploie.

3.2 *Information incomplète, monnaie et cycle*

La structure du modèle de Kydland (1991) est identique à celle du modèle de Kydland et Prescott (1982). Le loisir y est non séparable. Le loisir courant et passé ainsi que le stock de biens durables affectent l'utilité courante des individus. Les biens durables sont produits suivant une technologie du type *time-to-build* ou de délai de production.

Suivant l'idée des îles de production de Phelps (1970) et Lucas (1973), le modèle de Kydland repose principalement sur l'hypothèse que les individus sont répartis sur des marchés géographiquement séparés les uns des autres. Chaque ménage i cherche à maximiser la fonction d'utilité suivante :

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{it}, d_{it}, \ell_{it}, \ell_{i,t-1}, \dots) \quad (20)$$

où d est le stock de biens durables dont les services sont proportionnels au stock. La présence du loisir passé dans la fonction d'utilité accroît la substitution intertemporelle du loisir par rapport au modèle où le travail est divisible. La forme fonctionnelle de la fonction d'utilité pour la période courante est

$$u(c_t, d_t, \ell_t, \ell_{t-1}, \dots) = \left[c_t^\psi d_t^\phi \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j \ell_{t-j} \right\}^{1-\psi-\phi} \right]^{1-\gamma} / (1-\gamma) \quad (21)$$

où, ψ , ϕ et γ sont des paramètres positifs, $\psi + \phi < 1$, les valeurs de π sont telles que $0 < \pi_0 \leq 1$, $\pi_{j+1}/\pi_j = 1 - \bar{\pi}$ avec $0 < \bar{\pi} < 1$, $j = 1, 2, \dots$, et $\sum_{j=0}^{\infty} \pi_j = 1$. Les paramètres π sont déterminées par le choix des valeurs π_0 et $\bar{\pi}$. À chaque période,

$$\ell_t + h_t = 1. \quad (22)$$

Les stocks de biens durables de consommation finis et non finis sont engendrés par les équations suivantes :

$$d_{i,t+1} = (1 - \delta)d_{it} + s_{it}, \quad (23)$$

$$s_{ij,t+1} = s_{i,j+1,t}, \quad j = 1, \dots, J-1, \quad (24)$$

où δ est le taux de dépréciation et s_{ijt} est l'ajout au stock de biens durables initié à la période $t-J+1$. Ces deux équations indiquent que les additions aux biens durables planifiées lors de la période t n'engendrent des services qu'à la période $t+J$. Une fraction e_j des dépenses est effectuée entre la j -ième étape de production et l'étape précédente et ce, $\forall j$. Les dépenses totales en biens durables à la période t sont donc égales à

$$x_{it} = \sum_{j=1}^J e_j s_{ijt}, \quad \text{où} \quad \sum_{j=1}^J e_j = 1. \quad (25)$$

Le produit agrégé est donné par l'équation suivante

$$Y_t = \sum_i f_{it} h_{it} \quad (26)$$

où f_{it} est un terme représentant la productivité dans le secteur i . À l'équilibre, le taux de salaire réel w_{it} est égal à la productivité. La contrainte budgétaire est

$$c_{it} + x_{it} + p_{bt} b_{i,t+1} = w_{it} h_{it} + b_{it} \quad (27)$$

où b_{it} dénote les prêts d'une période à la période t dont la somme sur les ménages est nulle, p_{bt} est le prix associé aux prêts, lequel est égal à $1/(1+r_t)$, r_t étant le taux d'intérêt.

La caractéristique principale du modèle de Kydland concerne l'ensemble d'information disponible aux agents. Chaque agent oeuvrant sur une île ou marché distinct connaît la valeur du salaire nominal versé de période en période sur l'île où il se trouve, \hat{w}_{it} . Toutefois, il ne connaît pas le salaire réel courant sur son île. Il ne connaît pas davantage le salaire réel agrégé, W_t , lors de la période courante. Tout comme dans le modèle de Lucas (1973), le problème d'information auquel l'agent est confronté est qu'il ne connaît pas avec exactitude l'indice agrégé des prix de la période courante. Il s'écoule une période avant que cette information ne lui parvienne. Plus spécifiquement, le salaire nominal sur le marché i est décrit par l'équation suivante :

$$\hat{w}_{it} = w_{it} + p_t \quad (28)$$

où p_t est interprété ici comme étant un choc sur le niveau agrégé des prix. Le salaire réel sur le marché i est égal à

$$w_{it} = W_t + \epsilon_{it} \quad (29)$$

Le salaire réel sur l'île i se démarque du salaire réel agrégé du montant d'un choc égal à ϵ_{it} . Quant au salaire réel agrégé, il est décrit par

$$W_t = \rho W_{t-1} + H + q_t \equiv W_t^e + q_t \quad (30)$$

où q_t est un choc agrégé de productivité et H est une constante. W_t^e est la valeur anticipée de W_t conditionnelle aux observations antérieures à la période t . Les chocs p_t , ϵ_{it} et q_t sont indépendants et distribués normalement avec des moyennes nulles et des variances respectivement égales à σ_p^2 , σ_ϵ^2 et σ_q^2 .

Suivant Lucas et Rapping (1969), l'individu accroît son offre de travail lorsque le salaire réel sur son île est supérieur à celui qu'il prévoit percevoir dans le futur, le salaire réel agrégé donnant une indication de ce que sera ce dernier. S'appuyant sur sa connaissance parfaite de \hat{w}_{it} , l'individu impute des valeurs à w_{it} et W_t . Observant son salaire nominal varier, l'individu est cependant incertain quant à savoir si cette variation est attribuable à p_t , ϵ_{it} ou q_t . Il infère l'information manquante suivant un processus d'anticipations rationnelles qui fait intervenir sa connaissance des variances relatives des trois chocs. Les espérances mathématiques conditionnelles du salaire réel agrégé de la période courante et du salaire réel courant sur l'île i sont respectivement égales à

$$E(W_t | \hat{w}_{it}) = (1 - \psi_1)W_t^e + \psi_1 \hat{w}_{it}, \text{ où } \psi_1 = \sigma_q^2 / (\sigma_q^2 + \sigma_\epsilon^2 + \sigma_p^2), \quad (31)$$

et à

$$E(w_{it} | \hat{w}_{it}) = (1 - \psi_2)W_t^e + \psi_2 \hat{w}_{it}, \text{ où } \psi_2 = (\sigma_q^2 + \sigma_\epsilon^2) / (\sigma_q^2 + \sigma_\epsilon^2 + \sigma_p^2). \quad (32)$$

L'objet de la simulation numérique est de déceler si les chocs monétaires, par le biais des variations imprévues de prix qu'ils provoquent, peuvent constituer dans le modèle néoclassique de croissance une source importante de fluctuations cycliques. Idéalement, l'étalonnage des variances des chocs sectoriels de productivité pourrait faire intervenir de l'information désagrégée concernant les différences de productivité d'un secteur à l'autre. Devant l'ampleur de la tâche, Kydland essaie plutôt d'évaluer la sensibilité des résultats par rapport à des variations touchant certains paramètres clé du modèle.

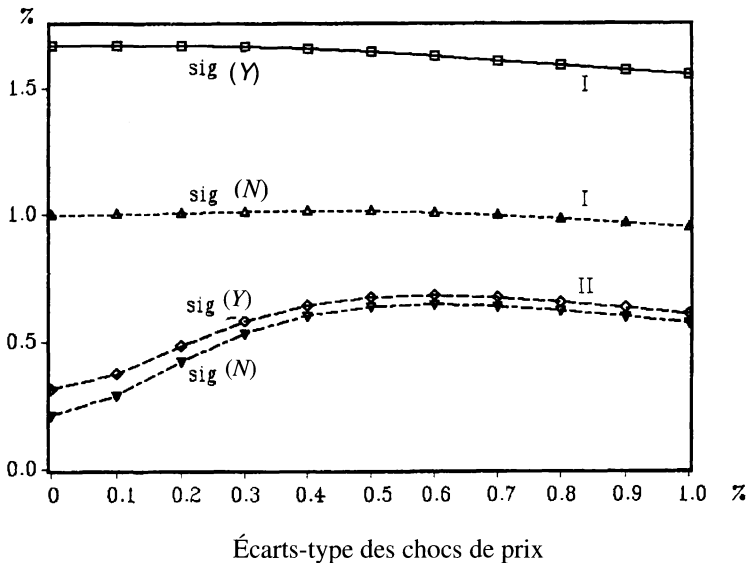
Pour le cas de base, il suppose que les écarts-type des trois chocs sont tous égaux à 0.6%⁶. La variabilité du produit agrégé du modèle simulé est assez près de la variabilité observée. Cependant, la variabilité des heures totales travaillées du modèle simulé est non seulement moindre que la variabilité observée (1.01 vs 1.65) mais aussi inférieure à celle obtenue par Cooley et Hansen (1989). Cette différence tient au fait que Cooley et Hansen utilisent l'hypothèse d'indivisibilité du travail alors que Kydland suppose que le loisir est non sépa-

6. Le lecteur intéressé trouvera dans le texte de Kydland une justification détaillée des valeurs attribuées aux paramètres du modèle pour les fins de la simulation numérique.

table. Les résultats que rapporte Kydland ne concernent qu'un petit nombre d'agrégats. En conséquence, il n'a pas été possible d'obtenir les prédictions du modèle pour l'ensemble des statistiques répertoriées au tableau 3. En revanche, nous présentons un graphique qui illustre un des principaux résultats de son étude concernant le faible impact que semblent avoir les chocs monétaires sur le cycle. Le graphique 1 montre que, pour des valeurs de σ_q et de σ_ϵ égales à 0.6%, la variabilité du produit agrégé décroît au fur et à mesure que σ_p augmente. Quant à l'effet sur les heures totales travaillées d'une hausse de σ_p , il est à peine perceptible. Ce résultat, qui paraît paradoxal à première vue, s'explique du fait qu'avec la hausse de σ_p , la part de la variation du salaire nominal courant observée sur l'île i qui est imputée à σ_p augmente. La réponse moyenne du produit agrégé par rapport aux trois chocs devient alors plus faible. Pour que la hausse de σ_p ait un impact appréciable sur la variabilité du produit agrégé et sur celle des heures totales travaillées, il faut que l'écart-type du choc agrégé de productivité soit très faible. C'est ce qu'illustre le cas où la variabilité du choc agrégé de productivité est fixée à 0.1%. Toutefois, dans ce cas, la variabilité du produit agrégé ne dépasse pas 0.65 alors que celle des heures travaillées est encore plus faible.

GRAPHIQUE 1

VARIABILITÉ DU PRODUIT AGRÉGÉ, DES HEURES TOTALES TRAVAILLÉES
ET ERREURS DE PERCEPTION SUR LES PRIX AGRÉGÉS



I : Écart-type du choc agrégé de productivité égal à 0.6 %.

II : Écart-type du choc agrégé de productivité égal à 0.1 %

NOTE : sig (Y) représente ici la variabilité du produit agrégé et sig (N) la variabilité des heures totales travaillées

Ces résultats amènent Cooley et Hansen (1995) à la conclusion suivante (p. 183):

« We find that these noise shocks have relatively small effects on the fluctuations exhibited by the model. In fact, introducing noise shocks can actually reduce the size of the fluctuations. We interpret this as implying that an explanation of business cycles based on this sort of monetary nonneutrality is not likely to succeed ».

4. CONTRATS DE SALAIRE, MONNAIE ET CYCLE

Nous avons vu dans la section précédente que la monnaie exerce peu d'effet sur le cycle lorsqu'elle est introduite dans des modèles où les prix et les salaires prennent continuellement leurs valeurs d'équilibre. Dans la présente section, nous relâchons l'hypothèse de parfaite flexibilité des salaires et supposons qu'ils sont déterminés par des contrats négociés avant la période où ils doivent être payés. Contrairement au modèle de Kydland (1991) où il est important que l'information courante soit imparfaite, les modèles que nous décrivons dans cette section engendrent des effets réels de la monnaie même si l'information courante est complète. Les changements non anticipés de la monnaie ont des effets réels dans les modèles de la présente section parce que les contrats, une fois qu'ils opèrent, constituent une contrainte à l'ajustement des salaires face à des chocs qui surviennent après leur signature. Les effets réels des chocs monétaires non anticipés viennent s'ajouter aux effets réels de la monnaie anticipée dont Cooley et Hansen (1989) ont parlé.

Cho (1990) a été le premier à intégrer des rigidités nominales au modèle néoclassique de croissance. Il se limite cependant à des contrats d'une période. Cho et Cooley (1992) utilisent quant à eux des contrats de salaire s'échelonnant sur plusieurs périodes. Toutefois, le modèle que nous présentons ici est celui de Cho et Phaneuf (1993a). Il s'agit d'un modèle dans lequel les contrats durent une ou plusieurs périodes, le travail est divisible et le gouvernement perçoit des impôts et effectue des dépenses.

Les deux premiers modèles omettaient le gouvernement. Les dépenses publiques sont financées au moyen de taxes sur la consommation, le revenu du travail et le revenu du capital. Les taux de taxation sont constants, étant fixés à leurs valeurs moyennes sur l'échantillon de données. Un impôt forfaitaire assure l'équilibre budgétaire.

L'économie est habitée par un grand nombre d'agents identiques. Chacun dispose d'une unité de temps qu'il alloue au travail ou au loisir. L'agent maximise la fonction d'utilité anticipée suivante sur un horizon temporel infini :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, g_t, \ell_t) \quad (33)$$

La fonction d'utilité instantanée est

$$u(c_t, g_t, \ell_t) = 1/(1 - \sigma_1) \cdot \{ (c_t + \alpha_1 g_t)^{\gamma_1} \ell_t^{1-\gamma_1} \}^{1-\sigma_1} \quad (34)$$

Le paramètre α_1 dénote le degré de substitution entre les dépenses privées et publiques de consommation. L'évolution du stock nominal de monnaie est caractérisée par l'équation (16) comme dans le modèle de Cooley et Hansen (1989). Nous ne considérons que le cas où le taux brut de croissance de la monnaie évolue selon le processus autorégressif décrit par l'équation (17). Puisque nous tenons compte de la politique fiscale dans le modèle, le choix de consommation du ménage doit satisfaire la contrainte

$$(1 + \tau_t^c) p_t c_t \leq m_{t-1} + (\alpha_t - 1) M_{t-1} \quad (35)$$

où τ_t^c est le taux de taxation sur la consommation. Quant à la contrainte budgétaire de l'individu, une fois que nous l'avons ajustée pour tenir compte de la politique fiscale, elle devient

$$(1 + \tau_t^c) c_t + i_t + (m_t / p_t) \leq (1 - \tau_t^h) w_t h_t + (1 - \tau_t^k) r_t k_t + \tau_t^k \delta k_t + [m_{t-1} + (\alpha_t - 1) M_{t-1}] / p_t + tr_t \quad (36)$$

Dans cette équation, τ_t^h et τ_t^k représentent une taxe sur le revenu du travail et sur le revenu du capital, respectivement et tr_t est un impôt forfaitaire qui assure l'équilibre budgétaire. L'évolution des dépenses publiques est caractérisée par le processus stochastique décrit en (14). La contrainte budgétaire du gouvernement est la suivante

$$g_t = \tau_t^h w_t h_t + \tau_t^k (r_t - \delta) k_t + \tau_t^c c_t + tr_t \quad (37)$$

Les paiements de transfert de la période initiale sont égaux à zéro.

La pierre de touche du modèle concerne la détermination des salaires. Comme dans les modèles de Gray (1976), Fischer (1977) et Taylor (1980), nous supposons que le salaire nominal est choisi avant la période t . Au début de chaque période, les ménages découvrent la valeur des chocs fiscaux, monétaires et technologiques. Les entreprises choisissent alors les heures totales de travail dont elles ont besoin en tenant compte du salaire qu'elles doivent payer et de l'information courante sur les chocs. Les ménages quant à eux prennent leurs décisions concernant la consommation, l'investissement et les encaisses en tenant compte des heures totales de travail dont les entreprises ont besoin. Il s'agit d'un processus qui se répète dans le temps. Le ménage typique doit donc tenir compte de la contrainte additionnelle suivante

$$H_t = h_t, \quad (38)$$

ce qui revient à dire qu'il tient compte du nombre total d'heures de travail demandé par les entreprises en solutionnant son problème d'optimisation.

Le contrat de salaire est négocié j périodes ($j = 1, 2, \dots$) avant la période t . Le taux de salaire nominal choisi est celui qui assure l'égalité entre la valeur anticipée du rapport de l'utilité marginale de la consommation à la désutilité marginale du travail et le profit marginal anticipé par l'entreprise. En d'autres termes, le salaire nominal est choisi de manière à ce qu'il y ait équilibre du marché du travail par anticipation. Le contrat de salaire qui réalise cet objectif est⁷

$$\begin{aligned} \ell n w_t^n = E \left\{ \left[\ell n \left(\frac{1 - \gamma_1}{\beta \gamma_1} \right) + \ell n \left(\frac{1 + \tau_t^c}{1 - \tau_t^h} \right) + \ell n \alpha_t + \ell n p_t \right. \right. \\ \left. \left. + \ell n (c_t + \alpha_1 g_t) - \ell n (1 - h_t) \right] \mid \Omega_{t-j} \right\} \end{aligned} \quad (39)$$

où w_t^n est le taux de salaire nominal payé à la période t et Ω_{t-j} est l'ensemble d'information qu'ont les agents à la période $t-j$, soit la période où le contrat est négocié, pour prévoir les variables de la période t . Enfin, le modèle est complété par les équations (2) à (5).

Les valeurs suivantes sont assignées aux différents paramètres : $\beta = 0.99$, $\delta = 0.025$, $\theta = 0.36$, $\gamma_1 = 0.40$, $\rho = 0.95$ et $\sigma_\varepsilon = 0.009$ ⁸. Ces valeurs ont été justifiées précédemment. Les valeurs estimées de ω , σ_z , η et σ_ξ sont $\omega = 0.94$, $\sigma_z = 0.006$, $\eta = 0.48$ et $\sigma_\xi = 0.009$. Quant à τ^c , τ^h et τ^k , ils prennent les valeurs 0.07, 0.23 et 0.50, lesquelles correspondent à peu près aux valeurs moyennes de ces taux sur l'échantillon de données. Le paramètre de substitution intertemporelle σ_1 est fixé à 2.0, comme dans la plupart des études. Enfin, suivant l'étude d'Aschauer (1985), la valeur assignée à α_1 est 0.20. Le modèle a été simulé à 50 reprises pour un échantillon correspondant à celui de Hansen (1985) et Cooley et Hansen (1989).

Nous rapportons les résultats de la simulation numérique aux tableaux 4 et 5. Dans le tableau 4, nous présentons la valeur en pourcentage des écarts-type de plusieurs agrégats ainsi que les corrélations entre agrégats lorsqu'il n'y a pas de contrats de salaire. Il s'agit du cas de base. Comme dans les modèles de Cooley et Hansen (1989) et Kydland (1991), les chocs monétaires contribuent très peu aux fluctuations agrégées si les salaires prennent continuellement leurs valeurs d'équili-

7. Voir Cho et Phaneuf (1993a) pour la dérivation complète.

8. Nous utilisons une valeur un peu plus élevée que celle de Cooley et Hansen (1989). Elle se situe toutefois dans la bande des valeurs proposées par Hansen (1985).

bre. On notera également que la variabilité des heures totales travaillées induite par le choc technologique est très faible. Elle demeure faible même après avoir combiné les trois chocs. Au chapitre des corrélations contemporaines, la combinaison du choc monétaire et du choc technologique fait en sorte que les prix agrégés sont modérément contre cycliques conformément à ce que révèlent les données. Ce résultat a déjà été souligné par Cooley et Hansen (1989) et Kydland (1991). Toutefois, les corrélations contemporaines salaire réel (productivité)-produit agrégé et heures totales travaillées-productivité moyenne des travailleurs sont fortement positives avec les trois chocs combinés, ce qui n'est pas conforme aux faits.

TABLEAU 4
ÉCONOMIE SANS CONTRATS
(i) Effet propre de chaque choc

Variables	Monétaire		Fiscal		Technologique	
	ET	CORR	ET	CORR	ET	CORR
<i>Y</i>	.09 (.00)	1.00 (.00)	.18 (.01)	1.00 (.00)	1.38 (.14)	1.00 (.00)
<i>C</i>	.43 (.03)	.99 (.00)	.53 (.04)	-.96 (.01)	.90 (.10)	.98 (.00)
<i>I</i>	.63 (.05)	-.99 (.00)	1.34 (.09)	-.99 (.00)	4.60 (.48)	.99 (.00)
<i>K</i>	.03 (.00)	.30 (.02)	.12 (.02)	.18 (.04)	.41 (.07)	.04 (.06)
<i>H</i>	.15 (.01)	.99 (.00)	.28 (.02)	.98 (.01)	.38 (.04)	.98 (.01)
<i>PE</i>	.05 (.00)	-.94 (.01)	.11 (.00)	-.85 (.04)	1.01 (.11)	.99 (.00)
<i>SR</i>	.05 (.00)	-.94 (.01)	.11 (.00)	-.85 (.04)	1.01 (.10)	.99 (.00)
Corr(<i>H,PE</i>)	-.98		-.94		.96	
Corr(<i>P,Y</i>)	-.38		.97		-.99	

NOTES : *Y*= produit agrégé, *C*= consommation, *I*=investissement, *K*= stock de capital, *H*=heures totales travaillées, *PE*= productivité, *SR*= salaire réel, ET= écart-type d'une variable, CORR= corrélation entre le produit agrégé et une autre variable. Les écarts-type sont exprimés en pourcentage. Les statistiques sont les moyennes obtenues sur 25 simulations. Les nombres rapportés entre parenthèses sont les écarts-type exprimés en pourcentage sur 25 simulations.

TABLEAU 4 (suite)
(ii) Combinaison de chocs

Variables	M & F ET CORR		M & T ET CORR		F & T ET CORR		MF & T ET CORR	
<i>Y</i>	.21	1.00	1.37	1.00	1.36	1.00	1.41	1.00
	(.03)	(.00)	(.21)	(.00)	(.18)	(.00)	(.19)	(.00)
<i>C</i>	.67	-.35	.99	.91	1.02	.79	1.12	.76
	(.07)	(.10)	(.15)	(.02)	(.16)	(.06)	(.14)	(.08)
<i>I</i>	1.53	-.99	4.64	.97	4.73	.92	4.84	.90
	(.21)	(.00)	(.65)	(.01)	(.70)	(.02)	(.59)	(.04)
<i>K</i>	.12	.21	.41	.04	.39	-.01	.42	.02
	(.03)	(.04)	(.08)	(.06)	(.07)	(.07)	(.11)	(.10)
<i>H</i>	.32	.98	.40	.93	.45	.86	.49	.85
	(.04)	(.01)	(.06)	(.02)	(.05)	(.03)	(.06)	(.04)
<i>PE</i>	.12	-.88	1.01	.99	.99	.97	1.02	.97
	(.02)	(.04)	(.15)	(.00)	(.14)	(.01)	(.14)	(.01)
<i>SR</i>	.12	.88	1.01	.99	.99	.97	1.02	.97
	(.02)	(.04)	(.15)	(.00)	(.14)	(.01)	(.14)	(.01)
Corr(<i>H,PE</i>)	-.95		-.87		.72		.68	
Corr(<i>P,Y</i>)	-.03		-.36		-.79		-.38	

Le tableau 5 présente le même ensemble de statistiques, en supposant cette fois que le taux de salaire nominal est fixé une période à l'avance. Contrairement aux deux types de modèle monétaire qui nous avons étudiés dans la section précédente, la monnaie contribue substantiellement aux fluctuations agrégées. La contribution du choc monétaire aux fluctuations du produit agrégé est dix fois plus forte que dans le cas précédent. Toutefois le choc technologique demeure toujours celui qui contribue le plus aux fluctuations du produit agrégé. Un résultat frappant concerne l'effet du choc monétaire sur la variabilité des heures totales travaillées. À lui seul, le choc monétaire engendre une variabilité des heures totales travaillées à peu près égale à sa vraie valeur même si les contrats durent une seule période. Quant à l'apport du choc technologique à la variabilité des heures, il demeure faible même avec les contrats. Nous croyons qu'il s'agit là d'un résultat important puisque l'objectif d'accroître la variabilité des heures travaillées était au coeur des travaux de Rogerson (1984, 1988) et Hansen (1985) portant sur l'incorporation de l'hypothèse de travail indivisible dans le modèle néoclassique de croissance. La combinaison des rigidités salaria-

les et de la monnaie constitue donc une voie alternative permettant d'engendrer des heures de travail suffisamment variables. Par ailleurs, en combinant les chocs, la variabilité de la productivité moyenne des travailleurs est également assez près de sa valeur observée. Dans le modèle avec travail indivisible, la variabilité relative des heures totales travaillées et de la productivité était beaucoup trop forte. Enfin, Cho et Phaneuf (1993a) montrent qu'en augmentant la durée des contrats, la contribution du choc monétaire aux fluctuations du produit agrégé peut même dominer celle du choc technologique.

TABLEAU 5

ÉCONOMIE AVEC CONTRATS D'UNE PÉRIODE
(i) Effet propre de chaque choc

Variables	Monétaire		Fiscal		Technologique	
	ET CORR		ET CORR		ET CORR	
<i>Y</i>	.92	1.00	.44	1.00	1.45	1.00
	(.07)	(.00)	(.03)	(.00)	(.17)	(.00)
<i>C</i>	.38	.99	.45	-.53	.95	.99
	(.03)	(.00)	(.08)	(.02)	(.11)	(.00)
<i>I</i>	3.61	.99	1.29	.18	4.85	.99
	(.27)	(.00)	(.17)	(.13)	(.58)	(.05)
<i>K</i>	.11	-.36	.10	.36	.41	.02
	(.01)	(.05)	(.02)	(.08)	(.09)	(.01)
<i>H</i>	1.45	.99	.67	.99	.47	.95
	(.11)	(.00)	(.05)	(.00)	(.05)	(.01)
<i>PE</i>	.54	-.99	.23	-.98	1.02	.99
	(.04)	(.00)	(.02)	(.01)	(.13)	(.00)
<i>SR</i>	.54	-.99	.23	-.98	1.02	.99
	(.04)	(.00)	(.02)	(.01)	(.13)	(.00)
Corr(<i>H,PE</i>)	-.99		-.99		.89	
Corr(<i>P,Y</i>)	-.13		.53		-.99	

TABLEAU 5 (suite)
(ii) Combinaison de chocs

Variables	M & F ET CORR		M & T ET CORR		F & T ET CORR		MF & T ET CORR	
<i>Y</i>	1.02	1.00	1.66	1.00	1.46	1.00	1.78	1.00
	(.06)	(.00)	(.16)	(.00)	(.17)	(.00)	(.16)	(.00)
<i>C</i>	.61	-.37	.97	.97	1.04	.77	1.12	.81
	(.06)	(.11)	(.10)	(.01)	(.12)	(.05)	(.12)	(.05)
<i>I</i>	3.85	.86	5.89	.99	4.923	.93	6.26	.95
	(.23)	(.04)	(.54)	(.00)	(.52)	(.02)	(.47)	(.01)
<i>K</i>	.16	-.12	.41	-.06	.43	.05	.45	-.03
	(.02)	(.08)	(.09)	(.07)	(.07)	(.09)	(.10)	(.10)
<i>H</i>	1.61	.99	1.54	.77	.80	.74	1.69	.78
	(.09)	(.00)	(.11)	(.03)	(.07)	(.06)	(.12)	(.04)
<i>PE</i>	.59	-.99	1.10	.43	1.02	.85	1.16	.39
	(.04)	(.00)	(.09)	(.08)	(.11)	(.03)	(.14)	(.13)
<i>SR</i>	.59	-.99	1.10	.43	1.02	.85	1.16	.39
	(.04)	(.00)	(.09)	(.08)	(.11)	(.03)	(.14)	(.13)
Corr(<i>H,PE</i>)	-.99		-.24		.28		-.26	
Corr(<i>P,Y</i>)	-.06		-.36		-.77		-.42	

Les corrélations contemporaines salaire réel (productivité)-produit agrégé et heures totales travaillées-productivité sont remarquablement près de leurs valeurs observées. L'explication intuitive de ces résultats est la suivante. Comme dans les modèles du cycle où il n'y a qu'un choc réel, le choc technologique engendre une corrélation fortement positive entre le salaire réel et le produit agrégé ainsi qu'entre les heures et la productivité. En revanche, le choc monétaire induit une corrélation fortement négative entre ces variables. Ceci vient du fait qu'à taux de salaire nominal rigide, un choc monétaire positif provoque une hausse non anticipée de prix, laquelle engendre à son tour une baisse non anticipée du salaire réel. En vertu des contrats, les entreprises gèrent les effectifs d'emploi de sorte que la baisse du salaire réel s'accompagne d'une hausse des heures totales travaillées. La corrélation entre le salaire réel (productivité) et les heures travaillées induite par le choc monétaire est donc fortement négative. Puisque le produit agrégé augmente en raison de la hausse des heures, le salaire réel est fortement contre cyclique. En combinant les chocs monétaire

et technologique, la corrélation contemporaine entre le salaire réel et le produit agrégé est modérément positive, le choc technologique étant celui qui affecte le plus les fluctuations du produit agrégé. Quant à la corrélation entre les heures travaillées et la productivité, elle devient faiblement négative, le choc monétaire étant celui qui affecte le plus les fluctuations des heures travaillées.

En résumé, l'incorporation de rigidités nominales de salaire dans le modèle néoclassique de croissance accroît substantiellement l'effet des chocs monétaires sur le cycle. Tout comme les modèles du cycle réel à un choc, les modèles du cycle où il n'y a qu'un choc monétaire ne peuvent engendrer l'ensemble des faits caractérisant le cycle. En combinant les chocs monétaire et technologique dans un modèle néoclassique de croissance, on obtient des prédictions qui sont, dans l'ensemble, remarquablement près des faits comme en témoignent les résultats rapportés dans la cinquième colonne du tableau 3.

D'autres modèles du cycle avec contrats de salaire ont été développés. Cho et Phaneuf (1993b) ont étudié l'impact de clauses d'indexation optimale des salaires dans un modèle néoclassique de croissance. Ils examinent le lien entre la taille des chocs monétaires et technologiques, leur persistance, la part des facteurs de production dans le revenu, la durée des contrats et le degré optimal d'indexation des salaires. L'une des conséquences intéressantes de ce type de modèle est, qu'en présence d'indexation optimale des salaires, la corrélation entre les heures totales travaillées et la productivité moyenne des travailleurs est toujours proche de zéro, ce qui est conforme aux faits.

Cho, Cooley et Phaneuf (1994) étudient pour leur part la question longuement débattue des coûts économiques engendrés par les contrats de salaire. Ils développent un modèle néoclassique de croissance avec contrats et calculent le coût en bien-être associé à des contrats de durée variable. La perte en bien-être est calculée de la façon suivante. Le modèle est étalonné, puis le niveau d'utilité de l'agent représentatif habitant une économie sans contrat est calculé. On calcule ensuite le niveau d'utilité de l'agent représentatif habitant une économie avec contrats. Les deux niveaux d'utilité étant différents, on évalue ensuite quelle devrait être la variation de consommation qui assurerait le même niveau d'utilité dans l'économie contractuelle et dans l'économie sans contrat. Ce montant de consommation peut ensuite être exprimée comme une fraction du produit agrégé, laquelle représente le coût en bien-être associé aux contrats de salaire. Leurs résultats montrent que ce coût est toujours faible pour des valeurs empiriquement plausibles des paramètres du modèle structurel de l'économie. Ces résultats sont intéressants parce qu'ils justifient dans une certaine mesure l'existence des contrats de salaire dans l'économie.

Enfin, Ambler, Phaneuf et Sauthier (1995) combinent les contrats de salaire avec différents mode de financement des dépenses publiques. Ils montrent que les prédictions du modèle néoclassique de croissance avec contrats de salaire sont généralement proches des faits peu importe la façon dont les dépenses

publiques sont financées. Dans les modèles d'équilibre général sans contrats, les prédictions dépendent beaucoup du choix du mode de financement des dépenses publiques [voir Braun, 1994 et McGrattan, 1994].

En résumé, nous avons essayé de montrer dans cette section que les modèles du cycle avec contrats de salaire expliquent bien l'ensemble des statistiques relatives aux fluctuations des agrégats et aux covariations entre agrégats au cours du cycle. En présence de rigidités de salaire nominal, la monnaie contribue substantiellement aux fluctuations agrégées, et en particulier aux variations de l'emploi. Ces résultats sont d'autant plus intéressants que les coûts économiques engendrés par de tels contrats semblent assez faibles, ce qui constitue en soi une raison justifiant l'usage répandu de contrats de salaire formels ou de contrats à l'amiable.

CONCLUSION

L'objectif de ce texte était de mettre en valeur l'apport de la monnaie dans le modèle néoclassique de croissance. Nous avons tenté de montrer que les modèles du cycle d'origine réelle où les prix et les salaires prennent continuellement leurs valeurs d'équilibre éprouvent des problèmes à expliquer l'ensemble des faits caractérisant le cycle : l'ajout d'un ingrédient pour mieux expliquer une certaine caractéristique du cycle détériore généralement le pouvoir explicatif du modèle concernant d'autres caractéristiques. Les modèles du cycle avec monnaie constituent un progrès véritable par rapport aux modèles du cycle d'origine réelle dans l'unique mesure où des rigidités nominales sont incluses.

BIBLIOGRAPHIE

- AMBLER, STEVE, LOUIS PHANEUF, et MARIANNE SAUTHIER (1995), « Money, Taxes and Aggregate Fluctuations », Université du Québec à Montréal.
- BAXTER, MARIANNE, et ROBERT G. KING (1995), « Measuring Business Cycles : Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series », cahier #5022, NBER.
- BRAUN, ANTON R. (1994), « Tax Disturbances and Real Economic Activity in the Postwar United States », *Journal of Monetary Economics* 33 :441-462.
- CHO, JANG-OK (1990), « Money, Nominal Contracts, and the Business Cycle : One-Period Contract Case », Queen's University.
- CHO, JANG-OK, et THOMAS F. COOLEY (1992), « The Business Cycle with Nominal Contracts », University of Rochester.
- CHO, JANG-OK, THOMAS F. COOLEY, et LOUIS PHANEUF (1994), « The Welfare Costs of Nominal Wage Contracting », University of Rochester.

- CHO, JANG-OK, et LOUIS PHANEUF (1993a), « A Business Cycle Model with Nominal Wage Contracts and Government », Université du Québec à Montréal.
- CHO, JANG-OK, et LOUIS PHANEUF (1993b), « Optimal Wage Indexation in a Neoclassical Growth Framework », Université du Québec à Montréal.
- CHRISTIANO, LAWRENCE J., et MARTIN EICHENBAUM (1992), « Current Real Business Cycle Theory and Aggregate Labor Market Fluctuations », *American Economic Review* 82:430-50.
- COOLEY, THOMAS F. (1995), *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton, New Jersey : Princeton University Press.
- COOLEY, THOMAS F., et GARRY D. HANSEN (1989), « The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model », *American Economic Review* 79:733-48.
- COOLEY, THOMAS F., et GARRY D. HANSEN (1995), « Money and the Business Cycle », dans *Frontiers of Business Cycle Research*, THOMAS F. COOLEY ed., Princeton, New Jersey : Princeton University Press.
- FISCHER, STANLEY (1977), « Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule », *Journal of Political Economy* 85:191-206.
- FRIEDMAN, MILTON (1968), « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review* 58 : 1-17.
- FRIEDMAN, MILTON, et ANNA J. SCHWARTZ (1963), *A Monetary History of the United States 1867-1960*, Princeton, New Jersey : Princeton University Press.
- GRAY, JO ANNA (1976), « Wage Indexation : A Macroeconomic Approach », *Journal of Monetary Economics* 2:221-35.
- HANSEN, GARRY D. (1985), « Indivisible Labor and the Business Cycle », *Journal of Monetary Economics* 16:309-27.
- HANSEN, GARRY D. (1993), « The Cyclical and Secular Behavior of the Labor Input », *Journal of Applied Econometrics* 8:71-80.
- HODRICK, ROBERT, et EDWARD C. PRESCOTT (1980), « Post-War U.S. Business Cycles », Carnegie- Mellon University.
- JUSTER, F.T., et F.P. STAFFORD (1991), « The Allocation of Time : Empirical Findings, Behavior Models, and Problems of Measurement », *Journal of Economic Literature* 29:471-522.
- KYDLAND, FINN E. (1991), « The Role of Money in a Business Cycle Model », Carnegie-Mellon University.
- KYDLAND, FINN E., et EDWARD C. PRESCOTT (1982), « Time to Build and Aggregate Fluctuations », *Econometrica* 50:1345-70.
- LUCAS, ROBERT E. JR. (1972), « Expectations and the Neutrality of Money », *Journal of Economic Theory* 4:103-23.
- LUCAS, ROBERT E. JR. (1973), « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review* 63:326-34.

- LUCAS, ROBERT E. JR. (1977), « Understanding Business Cycles », dans *Stabilization of the Domestic and International Economy*, KARL BRUNNER et ALAN MELTZER, eds., Amsterdam : North Holland.
- LUCAS, ROBERT E. JR. (1987), *Models of Business Cycles*, New York : Basil Blackwell.
- LUCAS, ROBERT E. JR., et LIONEL A. RAPPING (1969), « Real Wages, Employment and Inflation », *Journal of Political Economy* 77:721-54.
- LUCAS, ROBERT E. JR., et NANCY L. STOKEY (1987), « Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy », *Econometrica* 12:55-93.
- MCGRATTAN, ELLEN R. (1994), « The Macroeconomic Effects of Distortionary Taxation », *Journal of Monetary Economics* 33:573-602.
- MUTH, JOHN F. (1961), « Rational Expectations and the Theory of Price Movements », *Econometrica* 29:315-35.
- PHANEUF, LOUIS (1994), « Marché du travail et cycle économique : De la réalité aux modèles », *Interface*, 15:42-50.
- PHELPS, EDMUND (1970), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York : Norton.
- ROGERSON, RICHARD (1984), « Topics in the Theory of Labor Markets », Thèse de Doctorat, University of Minnesota.
- ROGERSON, RICHARD (1988), « Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium », *Journal of Monetary Economics*, 21:3-16.
- TAYLOR, JOHN B. (1980), « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *Journal of Political Economy*, 88:1-24.